АКУСТИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ, 2002, том 48, № 2, с. 239–247

УДК 534.88

ОЦЕНКА СИЛЫ ЦЕЛИ, СОЗДАВАЕМОЙ РЫБОЙ, С ПОМОЩЬЮ СТАТИСТИКИ МНОГОКРАТНЫХ ЭХО

© 2002 г. М. Можинский

Гданьский технический университет,
80-952 Польша, Гданьск, ул. Нарутовица 11/12
E-mail: marmo@pg.gda.pl

Поступила в редакцию 26.06.2001 г.

При оценке силы цели, создаваемой рыбой, по амплитудам эхо-сигналов, регистрируемых эхолотом, в последнее время успешно применяются методы обращения решения так называемого "однолучевого интегрального уравнения". Этот подход требует предварительного знания функции плотности вероятности (ФПВ), характеристики направленности, так как она представляет собой ядро указанного интегрального уравнения. Обычно эта функция вычисляется на основе предположения о равномерном пространственном распределении рыбы в косяке.
Однако можно показать, что это предположение не всегда оправдано. Например, когда плотность рыбы велика, возможно формирование многократных эхо-сигналов от отдельной рыбы при последовательных посылках зондирующих сигналов, что приводит к наблюдению так называемых эхо-следов рыб. Методы, обычно используемые для подсчета числа рыб в косяке, основаны либо на статистике непосредственно отсчитываемых эхо-сигналов от рыб, либо на статистике эхо-следов рыб (рыбных следов). Увеличение концентрации рыбы в косяке – не единственная причина формирования многократных эхо, приводящих к появлению рыбных следов при последовательных зондирующих сигналах. Как легко видеть из геометрии явления, даже относительно низкая концентрация рыбы может давать многократное эхо и эхо-следы рыб, если относительная скорость судна (или рыбы) достаточно мала и угловая ширина характеристики направленности (объем выборки) достаточно велика.
В некоторых ситуациях предположение о равномерном распределении рыбы в косяке дает хорошие результаты только при большом числе выборок. Принимая во внимание это обстоятельство, можно повысить точность решения, если учесть статистику рыбных следов в расчете ФПВ характеристики направленности.
В статье исследуются две модели статистики рыбных следов: одна с движущимся судном и неподвижной рыбой и другая – с неподвижным судном и движущейся рыбой. Оба подхода моделируются численно и проверяются на экспериментальных данных, полученных с помощью двухлучевого эхолота. Сравнение двух подходов, т.е. для одиночных и многократных эхо проведено с использованием метода разложения по особым точкам в окне и метода максимизации ожидания и сглаживания для решения обратной задачи оценки силы цели, создаваемой рыбой. Оба метода реализованы как в абсолютном – линейном, так и в логарифмическом масштабах (оценка характерной длины обратного рассеяния и оценка силы цели, соответственно).

ВВЕДЕНИЕ

Косвенные методы оценки силы цели, создаваемой рыбой, по данным однолучевых эхолотов, относятся к категории обратных задач, в которых функция плотности вероятности (ФПВ) силы цели оценивается на основе эхо-сигналов от рыб. В силу особенностей характеристик существующих гидроакустических систем, реконструкция ФПВ силы цели, создаваемой рыбой, основывается на неполных данных. Такие задачи являются примером статистических линейных обратных задач, которые недоопределены и могут решаться лишь с помощью прямых и обратных методов на основе регуляризации или итерации с использованием дополнительно налагаемых условий. В большинстве случаев данные наблюдений ограничены некоторым динамическим диапазоном амплитуды эхо-сигнала, определяемым уровнем боковых лепестков. Такой подход позволяет избежать трудностей, связанных с неоднозначностью функции характеристики направленности. Однако для расчета этой функции необходимо сделать дополнительное предположение относительно пространственного распределения рыб в объеме характеристики направленности.

Статистика сигналов, формируемых многократными эхо от одной и той же рыбы в результате последовательных посылок эхолота и ФПВ характеристики направленности кажутся на первый взгляд абсолютно не связанными между собой. Первая – используется в анализе оценок подсчета рыб [1], а вторая – играет решающую роль в косвенной оценке силы цели рыбы [2]. Однако оказывается, что эти проблемы тесно связаны,

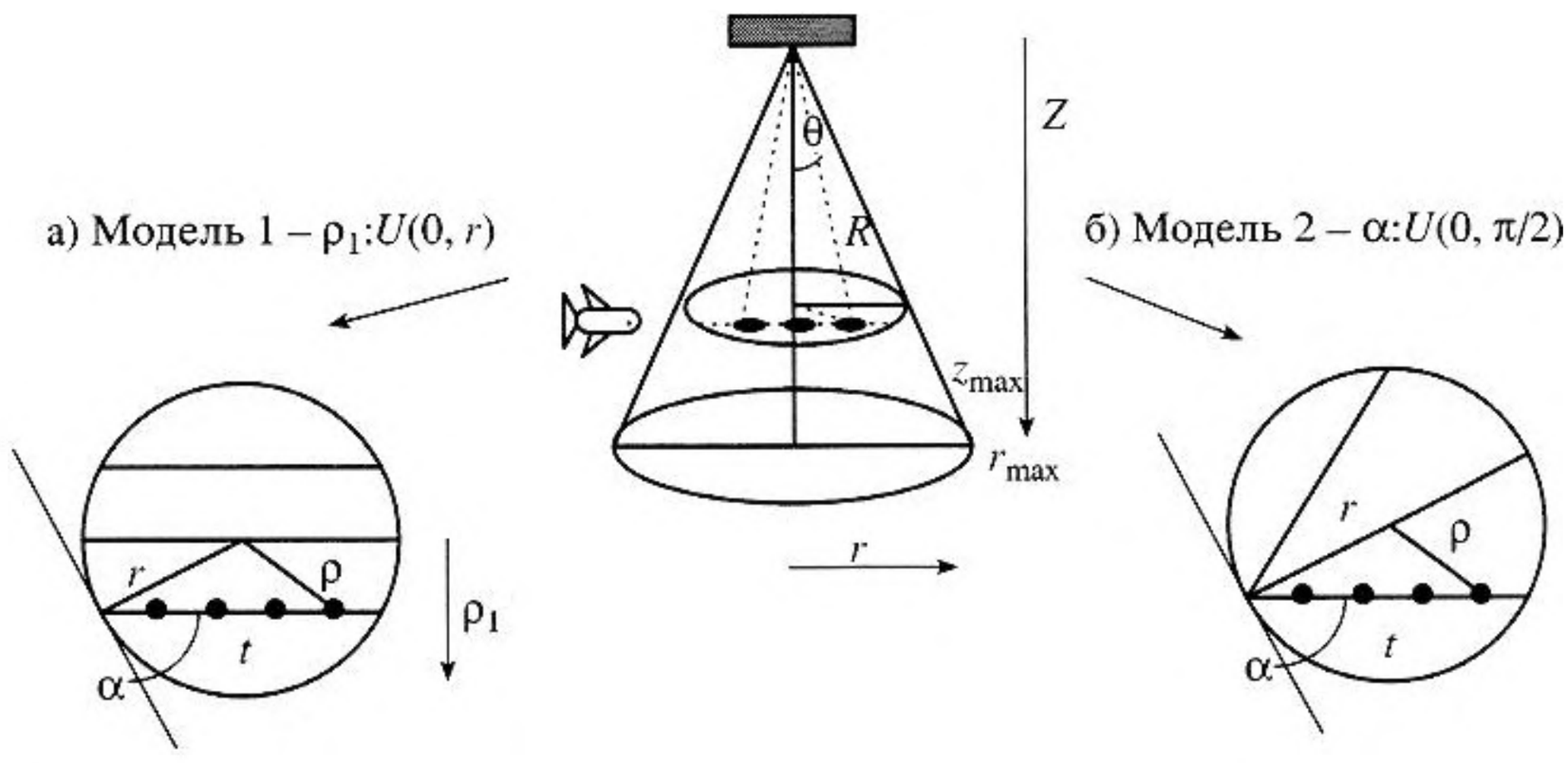

Рис. 1. Геометрия двух моделей для числа эхо-сигналов при анализе рыбных следов.

если рассматривать ФПВ характеристики направленности с учетом многократных эхо от отдельных рыб.

Широко используемое предположение о равномерном пространственном распределении рыб в толще воды ведет к синусоидальному распределению угловых положений рыб. Это предположение справедливо только для случая одиночных или немногократных эхо-сигналов, принимаемых от одной рыбы при последовательных посылках от эхолота. Однако на практике при сборе данных акустической съемки многократные или коррелированные эхо-сигналы могут приниматься от одних и тех же отдельных рыб, образующих рыбные следы.

В данной статье проводится анализ двух моделей рыбных следов и выводятся функции плотности вероятности для числа многократных эхо-сигналов в рыбных следах и для угловых положений рыбы. Вычисляется ФПВ характеристики направленности на основе тех же предположений, что использовались для статистики рыбных следов. Наконец, ФПВ характеристики направленности используется как ядро "однолучевого интегрального уравнения" для получения оценки силы цели, формируемой рыбой, по данным акустического зондирования.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Рассматриваются две модели статистики рыбного следа, геометрия которых показана на рис. 1:

1) модель с движущимся судном и неподвижной рыбой

2) модель с движущийся рыбой и неподвижным судном.

В первой модели равномерное движение судна при неподвижной рыбе предполагается таким как на рис. 1а. Вторая модель предполагает движение рыбы по произвольной траектории в пределах поперечного сечения характеристики направленности преобразователя, как показано на рис. 1б.

Предположим, что распределение переменной z, представляющей собой глубину, на которой появляется рыба в конической области, определяемой углом наблюдения θ_{max}, равномерное, т.е.

$$p_z(z) = \frac{1}{z_{max}}, \tag{1}$$

где z_{max} – максимальная глубина. В силу линейной связи между глубиной и радиусом кругового среза $z = r\,\mathrm{tg}\,\theta_{max}$ распределение случайной переменной r также равномерное, т.е.

$$p_r(r) = \frac{1}{r_{max}}, \tag{2}$$

где $r_{max} = z_{max}/\mathrm{tg}\,\theta_{max}$ – максимально возможный радиус кругового поперечного сечения характеристики направленности.

2. МОДЕЛЬ С ДВИЖУЩИМСЯ СУДНОМ И НЕПОДВИЖНОЙ РЫБОЙ

В первой модели все следы рыбы представляют собой параллельные линии, пересекающие каждый круговой срез конуса наблюдения. Таким образом, положения рыб, соответствующие последовательным зондирующим сигналам, должны быть представлены эквидистантными точками на параллельных хордах. Неизвестная статистика числа рыб N_1 может быть получена из геометрического уравнения

$$N_1 = \frac{2}{\Delta d}\sqrt{r^2 - \rho_1^{\,2}}, \tag{3}$$

где Δd – интервал выборки между последовательными точками. Случайная переменная r представляет собой радиус окружности, а случайная переменная ρ_1 – расстояние между центром этой окружности и следом рыбы. В этой модели предполагается, что при появлении рыбы внутри окружности расстояние от центра до следа рыбы характеризуется равной вероятностью, т.е. распределение ρ_1 равномерно в интервале расстояний $(0, r)$. Это позволяет нам рассматривать случайную переменную ρ_1 как произведение двух случайных переменных: $\rho_1 = ru$, где переменная u представлена нормализованным равномерным распределением. Подставляя это соотношение в уравнение (3), получим

$$N_1 = \frac{2}{\Delta d} r\sqrt{1-u^2}. \tag{4}$$

Теперь, представив число N следов рыбы как произведение двух случайных переменных $x = 2r/\Delta d$ и $y = (1-u^2)^{1/2}$, можем рассчитать функцию распределения вероятности из интегрального уравнения $p_z(z) = \int p_x(x)p_y(z/x)/x\,dx$, которое дает ФПВ для N в виде

$$p_{N_1}(N) = \int\limits_{\frac{\Delta d N_1}{2r_{\max}}}^{1} \frac{\Delta d}{2r_{\max}} \frac{y}{\sqrt{1-y^2}} \frac{du}{y}. \tag{5}$$

Эта величина может быть оценена как

$$p_{N_1}(N) = \frac{\Delta d}{2r_{\max}}\left(\frac{\pi}{2} - \arcsin\frac{\Delta d N}{2r_{\max}}\right). \tag{6}$$

Выражение $\Delta d/(2r_{\max})$ в уравнении (6) может рассматриваться как параметр системы измерения и рассчитываться по формуле для среднего значения случайной переменной:

$$E\{N_1\} = \frac{\Delta d}{2r_{\max}} \frac{\pi}{8}. \tag{7}$$

Функция плотности вероятности числа эхо-сигналов в рыбных следах для этой модели показана на рис. 2.

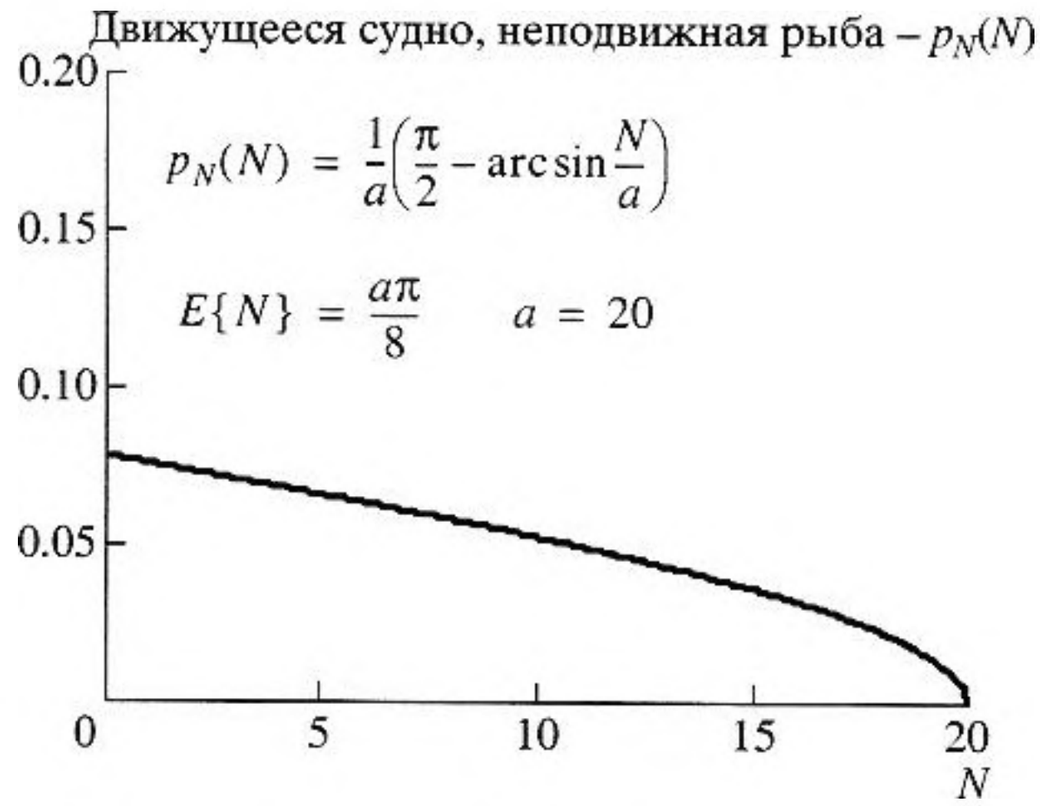

Рис. 2. Теоретическая функция плотности вероятности (ФПВ) числа N эхо-сигналов в рыбных следах для модели с движущимся судном и неподвижной рыбой.

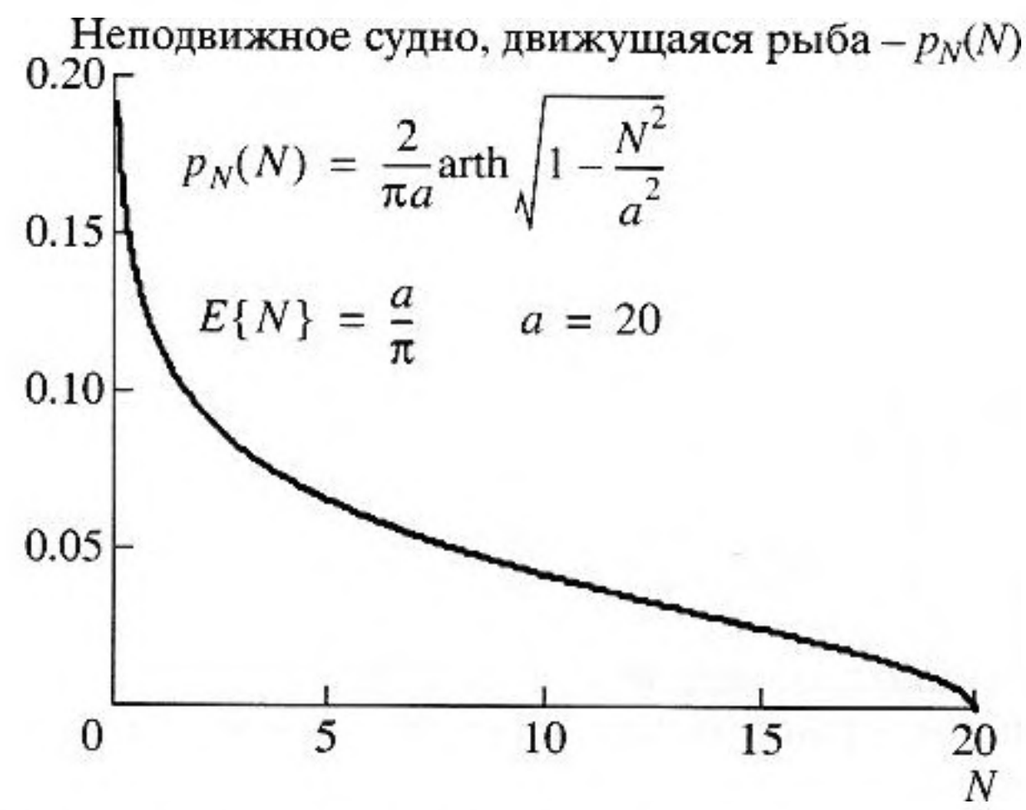

Рис. 3. Теоретическая функция плотности вероятности (ФПВ) числа N эхо-сигналов в рыбных следах для модели с неподвижным судном и движущейся рыбой.

3. МОДЕЛЬ С ДВИЖУЩЕЙСЯ РЫБОЙ И НЕПОДВИЖНЫМ СУДНОМ

Во второй модели предполагается, что рыба пересекает произвольное круговое поперечное сечение выбранного конического объема под равновероятным углом α. Исходя из геометрических соображений, число рыбных следов может быть выражено как

$$N_2 = \frac{2}{\Delta d} r\sin\alpha, \tag{8}$$

где случайная переменная α является углом пересечения. Неизвестное распределение числа эхо-сигналов от рыбы в рыбном следе N_2 может быть также получено из уравнения, определяющего ФПВ произведения двух случайных переменных $x = 2r/\Delta d$ и $y = \sin\alpha$. Полагая распределение угла α равномерным, мы получаем

$$p_{N_2}(N) = \int\limits_{\frac{\Delta d N_2}{2r_{\max}}}^{1} \frac{\Delta d}{2r_{\max}} \frac{2}{\pi} \frac{1}{\sqrt{1-y^2}} \frac{dy}{y}, \tag{9}$$

что приводит к выражению

$$p_{N_2}(N) = \frac{\Delta d}{\pi r_{\max}} \operatorname{arth}\sqrt{1-\left(\frac{\Delta d}{2r_{\max}} N_2\right)^2}. \tag{10}$$

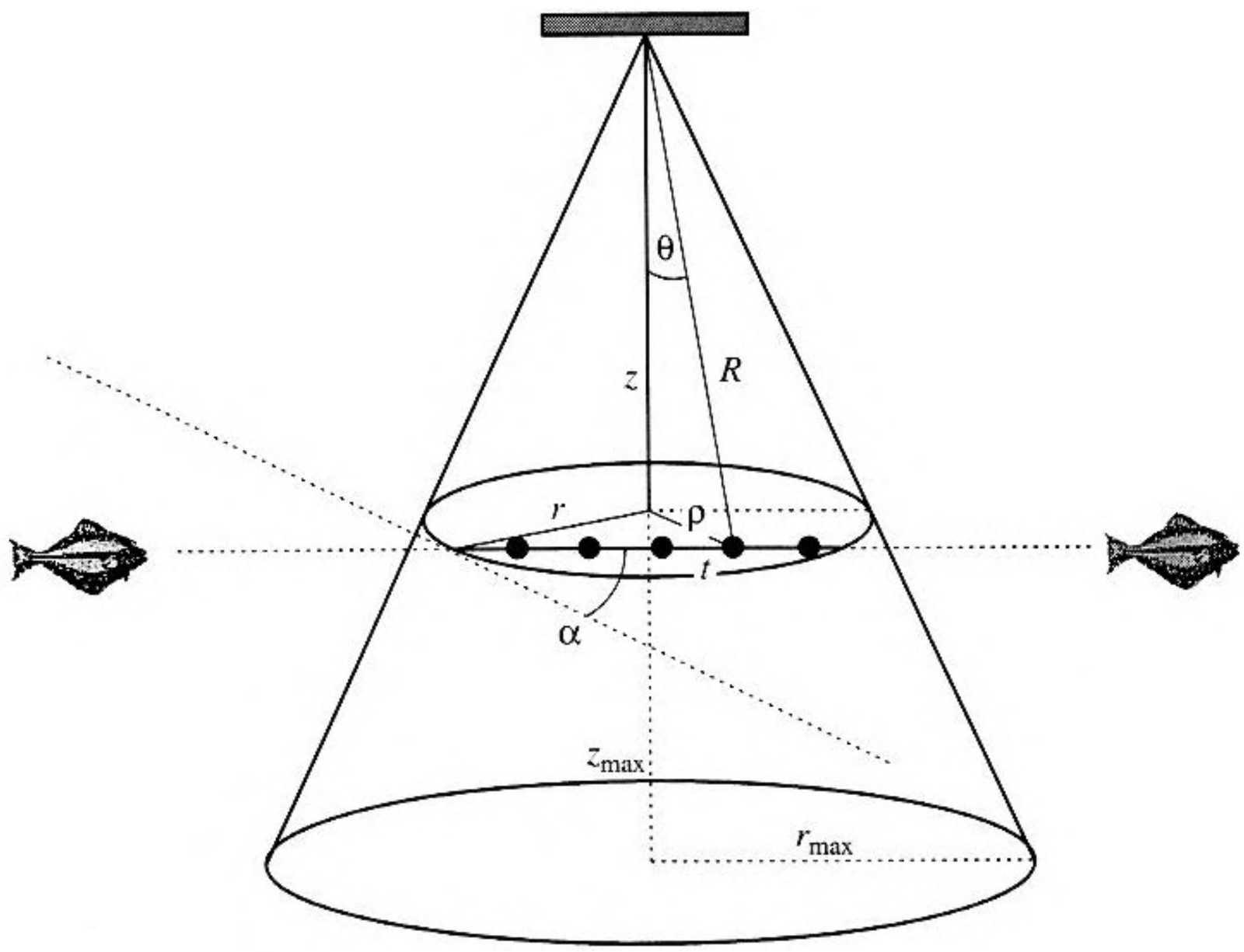

Рис. 4. Геометрия следов рыбы с многократным эхо.

Среднее значение случайной переменной N_2, имеющей ФПВ (10), имеет вид

$$E\{N_2\} = \frac{\Delta d}{2r_{\max}}\frac{1}{\pi}. \tag{11}$$

Функция плотности вероятности числа эхосигналов в рыбном следе в этой модели показана на рис. 3.

4. СТАТИСТИКА УГЛОВЫХ ПОЛОЖЕНИЙ РЫБЫ ДЛЯ СЛЕДОВ С МНОГОКРАТНЫМ ЭХО

Рассмотрим распределение угловых положений рыбы θ в луче преобразователя, которое необходимо для вычисления ФПВ диаграммы направленности. Случайная переменная θ может быть выражена как (см. рис. 4)

$$\theta = \arccos\frac{z}{R} = \arccos\frac{1}{\sqrt{1+(\rho/z)^2}}, \tag{12}$$

где случайная переменная z представляет собой глубину, на которой находится рыба, а случайные переменные R и ρ являются координатами положения рыбы, связанными соотношением $R^2 = \rho^2 + z^2$. Рассмотрим также случайную переменную t, называемую расстоянием в следе и являющуюся расстоянием от рыбы до точки пересечения кругового среза. Полагая, что рыба плывет по хорде и "выбирается" равномерно при последовательных зондирующих сигналах, мы можем считать ее ФПВ равномерной в диапазоне $(0, 2r\sin\alpha)$. Таким образом, расстояние в следе может быть выражено как $t = 2r\sin\alpha\, u$, где u также имеет равномерное распределение. Принимая в расчет правило косинусов для непрямоугольного треугольника (рис. 4), получим

$$\begin{aligned}\rho^2 &= r^2 + t^2 - 2rt\sin\alpha = \\ &= r^2(1-(2\sin\alpha)^2(u-u^2)).\end{aligned} \tag{13}$$

Используя подстановку $z = r\,\mathrm{tg}\,\theta_{\max}$, которая удаляет зависимость от z из уравнения (5) и зависимость от r из уравнения (6), мы получаем уравнение для углового положения θ:

$$\theta = \arccos\frac{1}{\sqrt{2-(2\sin\alpha)^2(u-u^2)}}. \tag{14}$$

Выражение (7) показывает, что распределение углового положения θ зависит только от распределения угла пересечения α, в то время как случайная переменная u представляет равномерное распределение, что дает ФПВ переменной $u - u^2$ в виде $p_{u-u^2}(x) = (1/4 - x)^{-1/2}$. Распределение переменной α зависит от угловых соотношений между движением рыбы и судна [2] и может меняться от синусоидального закона, когда используется модель с неподвижной рыбой, до равномерного распределения, когда используется модель с неподвижным судном. Обе рассматриваемые модели дают распределение переменной $4\sin^2\alpha$ в виде

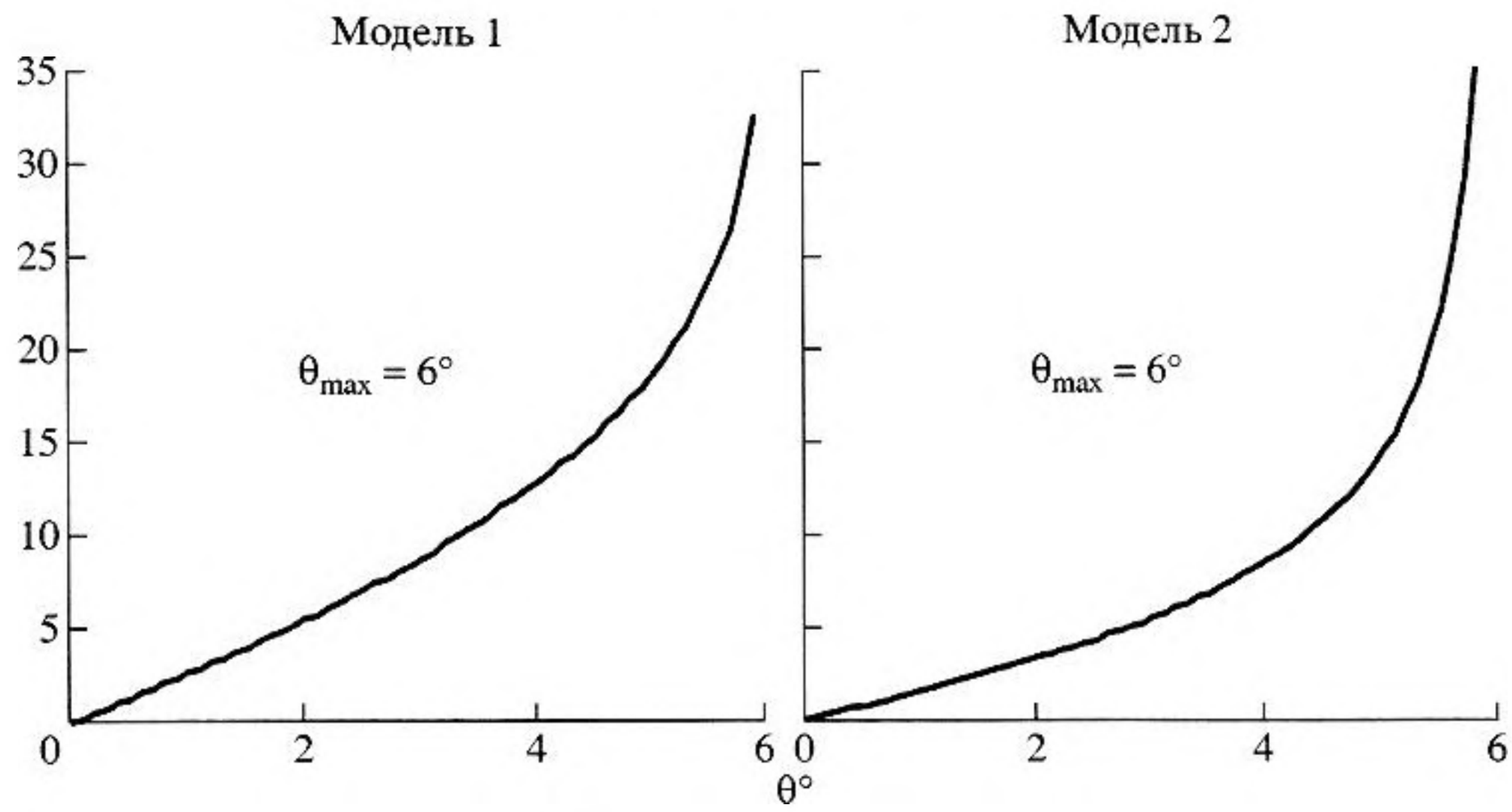

Рис. 5. Теоретическое распределение ФПВ угловых положений рыбы для двух анализируемых моделей.

$p_{4\sin^2\alpha}(x) = (4x - x^2)^{-1/2}/\pi$ для модели с синусоидальным законом и $p_{4\sin^2\alpha}(x) = (4 - x)^{-1/2}/4$ для модели с равномерным распределением. Используя формулы для ФПВ произведения случайных переменных и проводя преобразования, согласно формуле (7), мы получаем для первой и второй моделей соответственно:

$$p_{\theta 1}(\theta) = \frac{1}{\mathrm{tg}^2\theta_{max}} K\left(\frac{\mathrm{tg}\,\theta}{\mathrm{tg}\,\theta_{max}}\right)\frac{\sin\theta}{\cos^3\theta}, \quad (15)$$

$$p_{\theta 2}(\theta) = \frac{1}{\mathrm{tg}^2\theta_{max}} \frac{1}{\sqrt{1 - \left(\frac{\mathrm{tg}\,\theta}{\mathrm{tg}\,\theta_{max}}\right)^2}} \frac{\sin\theta}{\cos^3\theta}, \quad (16)$$

где $K(k) = \int_0^{\pi 2}(1 - k^2\sin^2\varphi)^{-1/2}d\varphi$ представляет собой полный эллиптический интеграл первого рода.

Оба распределения показаны на рис. 5. Следует отметить, что, как и следовало ожидать, имеется большее число эхо-сигналов, получаемых от бóльших углов. Это приводит к увеличению в распределении по сравнению с синусоидальным распределением, известным для случая немногократных эхо от одной отдельной рыбы.

5. ОСНОВНАЯ ФПВ ДИАГРАММЫ НАПРАВЛЕННОСТИ

Для вывода ФПВ диаграммы направленности сначала рассмотрим идеальный круглый поршневой преобразователь в бесконечном экране с функцией b диаграммы направленности в одном направлении

$$b(\theta) = \frac{2J_1(x)}{x}, \quad (17)$$

где x определено как $x = ka\sin\theta$, k – волновое число, a – радиус преобразователя и J_n – функция Бесселя первого рода порядка n. Логарифмический вид диаграммы направленности в двух направлениях в децибелах получается простым преобразованием $B(\theta) = 10\log b(\theta)^2 = 20\log b(\theta)$.

Функция плотности вероятности диаграммы направленности $p_B(B)$ представляет собой ядро в обратной задаче для двухходовой системы. Она может быть получена из выражения в абсолютных переменных p_b, которое имеет вид параметрической функции $p_b(b) = (b^2(\theta), p_b(\theta))$ с углом θ в роли параметра:

$$p_b(b) = \left(\left(\frac{2J_1(x)}{x}\right)^2, \frac{p_\theta(\theta)\mathrm{tg}\,\theta}{\left|\frac{8J_1(x)J_2(x)}{x}\right|}\right), \quad (18)$$

где p_θ является ФПВ случайного углового положения рыбы. Тогда, используя логарифмическое преобразование переменных $B(b) = 20\log b$, ФПВ может быть записана как

$$p_B(B) = \frac{\ln 10}{20}\left|10^{\frac{B}{20}}\right| p_b\left(10^{\frac{B}{20}}\right). \quad (19)$$

Типичный метод вычисления ФПВ углового положения рыбы p_θ основан на предположении о равномерном распределении рыбы в толще воды (далее называемом статистикой немногократного эхо), которое дает синусоидальное распределение углового положения θ [1]:

$$p_\theta(\theta) = \frac{1}{1 - \cos\theta_{max}}\sin\theta, \quad (20)$$

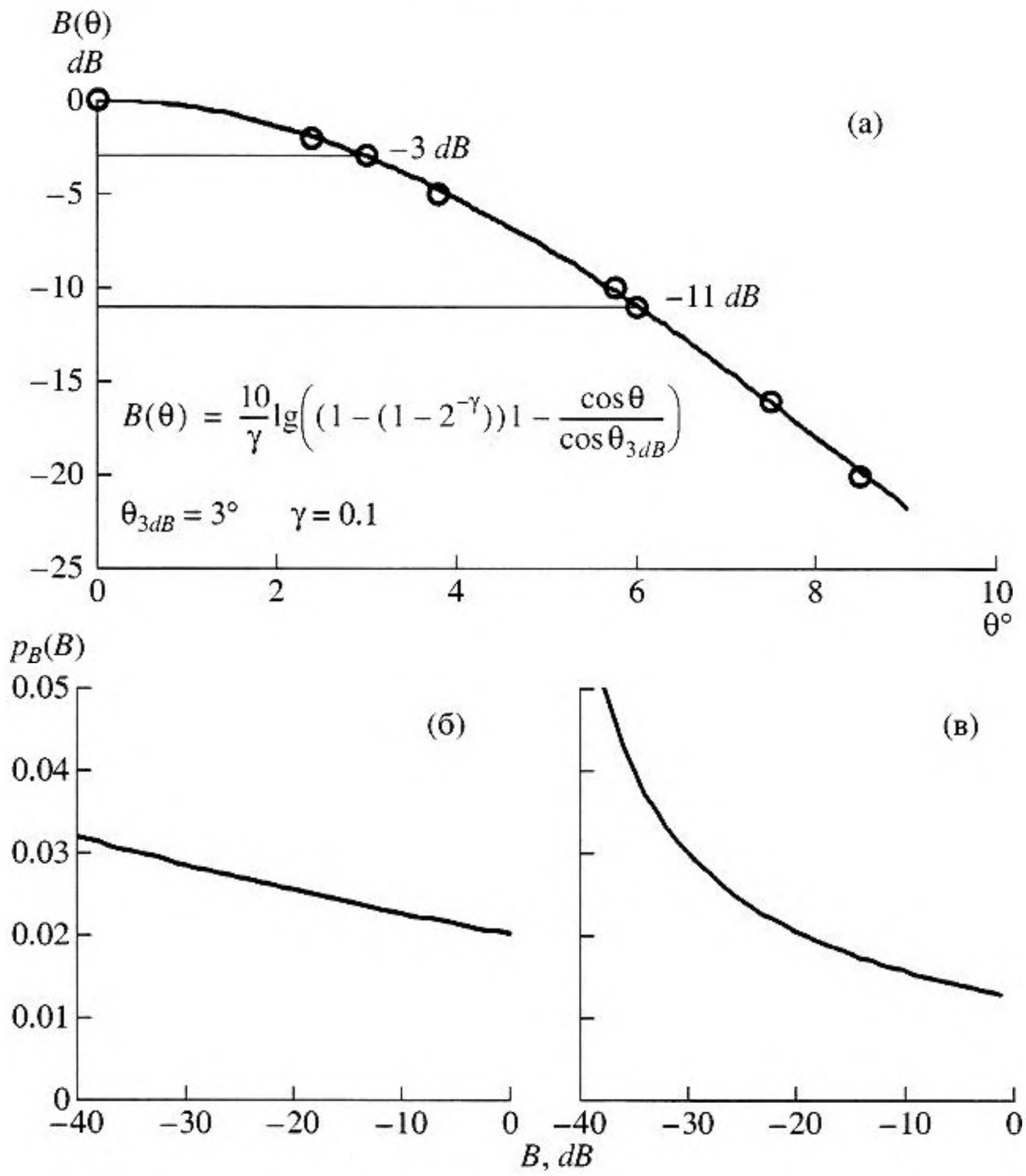

Рис. 6. а – приближение характеристики направленности. Функция плотности вероятности характеристики направленности для случая (б) немногократных и (в) многократных эхо.

где θ_{max} – максимальный угол диаграммы направленности, используемой в вычислениях. Однако, как будет показано в следующем разделе, для наборов экспериментальных данных, когда несколько эхо-сигналов принимаются от одной рыбы при последовательных посылках, необходимо сделать более точные предположения.

6. ФПВ ДИАГРАММЫ НАПРАВЛЕННОСТИ ДЛЯ РЕАЛЬНЫХ СИСТЕМ

Приведем метод расчета ФПВ диаграммы направленности для системы Биосоник, являющейся двухлучевым эхолотом с обработкой сигнала. Эта система использует двухлучевой (6°/15°) цифровой эхолот с рабочей частотой 420 кГц и с длиной импульса 0.4 мс. Расчет диаграммы направленности производится только для направленного канала в виде узкого пучка лучей, так как эхо-сигналы из этого канала могут использоваться для инвертирования силы цели рыбы. Диаграмма направленности была подобрана с помощью приближения, предложенного в [1]:

$$b(\theta) = \left(1-(1-2^{-\gamma})\frac{(1-\cos\theta)}{1-\cos\theta_{3dB}}\right)^{\frac{1}{\gamma}}, \qquad (21)$$

где экспоненциальный коэффициент $\gamma = -0.1$ был численно подобран для реальной диаграммы. Логарифмическое преобразование и включение статистики немногократного эхо, представленной уравнением (20), приводит к уравнению

$$p_B(B) = \frac{\ln 10}{20}\frac{\gamma}{1-2^{-\gamma}}\frac{1-\cos\theta_{3dB}}{1-\cos\theta_{max}}10^{\frac{\gamma B}{20}}, \qquad (22)$$

а включение статистики многократного эхо, представленной уравнением (15), приводит к уравнению

$$p_B(b) = \frac{\ln 10}{20}\frac{\gamma}{1-2^{-\gamma}}\times$$
$$\times\frac{1-\cos\theta_{3dB}}{\mathrm{tg}^2\theta_{max}}K\left(\frac{\mathrm{tg}\,\theta}{\mathrm{tg}\,\theta_{max}}\right)\frac{1}{\cos^3\theta}10^{\frac{\gamma B}{20}}, \qquad (23)$$

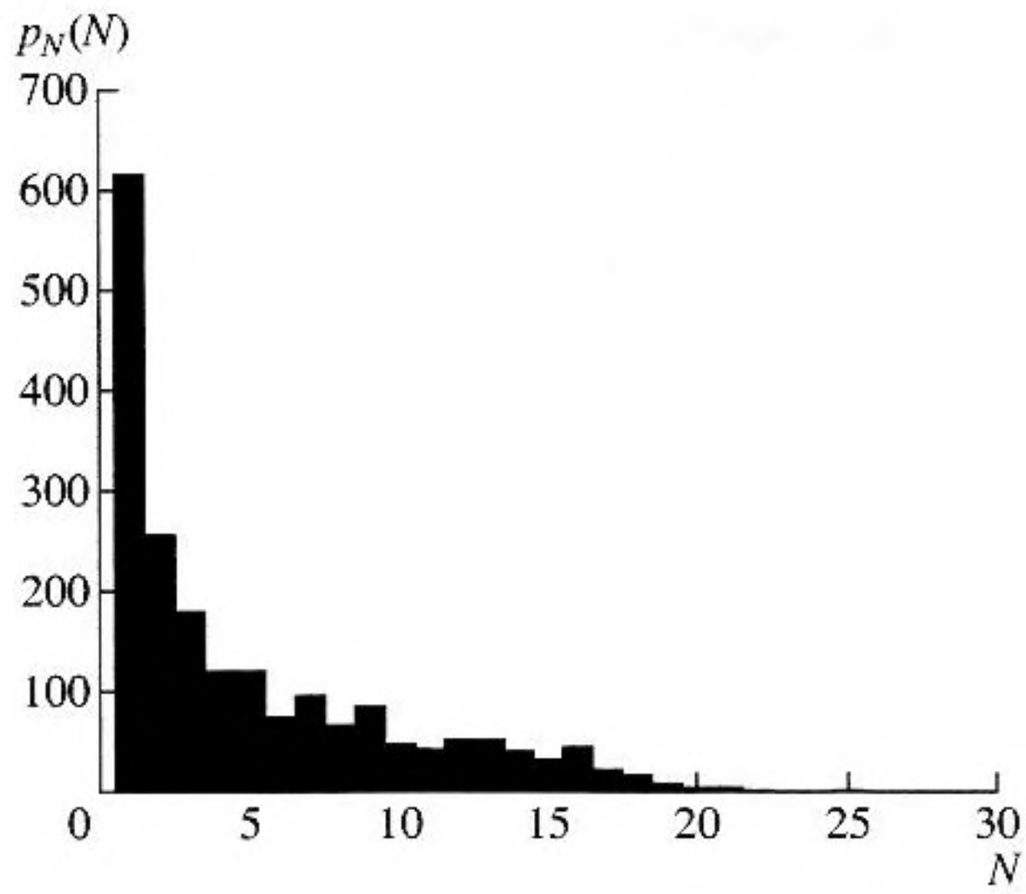

Рис. 7. Распределение числа многократных эхо в эхо-следах по выборкам, полученное из реальных измерений.

где θ рассчитывается как величина, обратная $b(\theta)$, из уравнения (20):

$$\theta = \arccos(1 - (1 - 10^{0.05\gamma B})(1 - \cos\theta_{3dB})/(1 - 2^{-\gamma})).$$

На рис. 6 показано приближение реальной диаграммы направленности для узкого пучка лучей (направленного канала) и две ФПВ – для случаев немногократного и многократного эхо.

7. РЕЗУЛЬТАТЫ ИЗМЕРЕНИЙ

Для проверки правильности проведенного анализа и оценки его результатов, мы использовали реальные данные по эхо-сигналам от рыб. Данные были получены при акустической съемке в районе скоплений пелагических рыб (в основном лосося и форели) в озере Кер д'Ален, Айдахо (предоставлены Дж.Б. Хеджпетом из Биосоникс инкорпорейтед, Сиэтл, и Е. Паркинсоном из Университета Ванкувера, Канада). Съемка проводилась при помощи двухлучевого цифрового эхолота с рабочей частотой 420 кГц и длиной импульса 0.4 мс. Рассматривались обработанные записи от более чем 6500 посылок зондирующего сигнала, из которых были извлечены для анализа более чем 10000 эхо-сигналов от рыб. Число рыб, подсчитанное с помощью компьютерных алгоритмов, было равно 2009. Распределение числа N многократных эхо в следах рыбы показано на рис. 7 в виде гистограммы. Результаты согласуются с моделью 2 распределения, показанного на рис. 5. Однако также возможно, что они соответствуют модели 1 с учетом краевого эффекта при получении оценки ФПВ методом гистограмм (накопление происходит в интервале от $N = 0$ до $N = 1$, в то время как только $N = 1$ имеет физический смысл).

Численные эксперименты, проведенные для данных съемки, показывают хорошее соответствие с рассматриваемыми моделями статистического поведения рыб во время измерений. Среднее

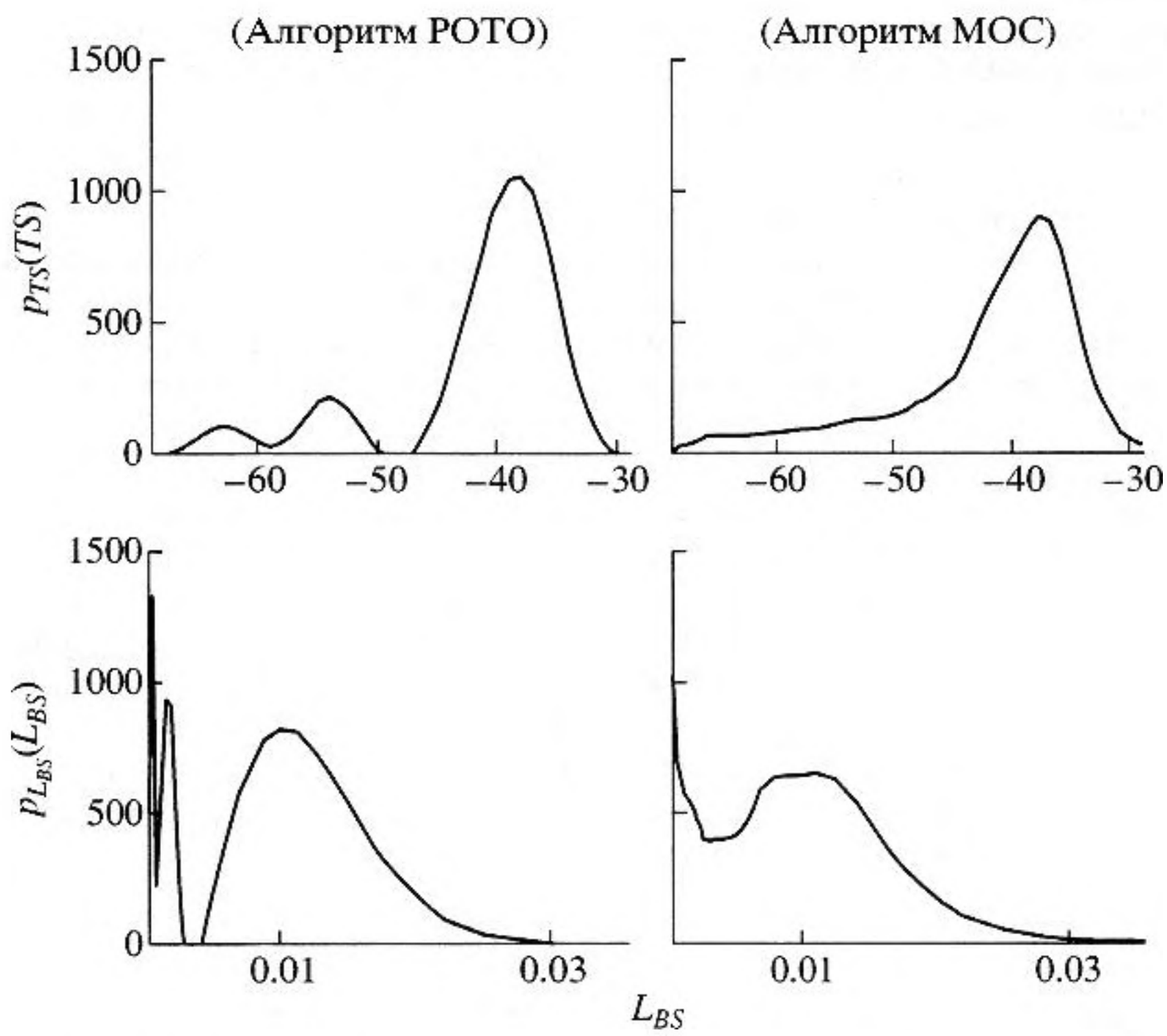

Рис. 8. Результаты оценки силы цели рыбы (TS) и длины обратного рассеяния (LBS) с помощью статистики немногократных эхо.

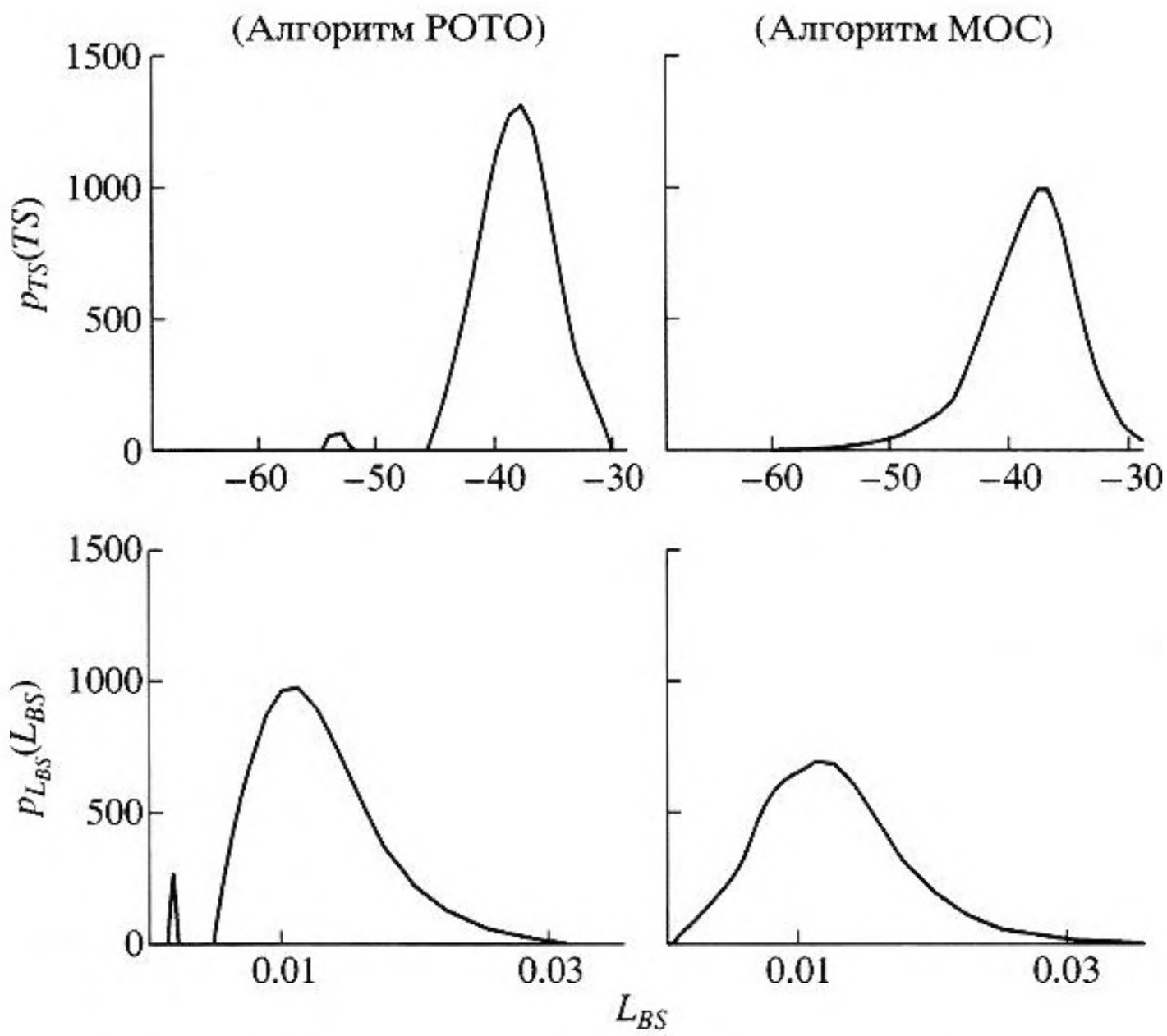

Рис. 9. Результаты оценки силы цели рыбы (TS) и длины обратного рассеяния (LBS) с помощью статистики многократных эхо.

значение распределения равно 5.3. Следует отметить, что на практике возможно поведение рыб описывать комбинацией моделей 1 и 2 из-за относительного движения рыбы и судна. Модель 2 с равномерным распределением угла пересечения представляет более "случайную" ситуацию, чем модель 1 с синусоидальным распределением угла пересечения.

Для определения различий в результатах, полученных при двух вышеупомянутых предположениях относительно многократного характера эхо, использовались два различных метода. Первый из них – это разложение по особым точкам в окне (РОТО) с ненулевым ограничением. Как прямой метод расчета он представляет классический подход к разрешению некорректно обусловленных интегралов. Второй метод более сложный – максимизация ожидания и сглаживание (МОС) – основан на итерационном алгоритме со статистическими ограничениями и представляется более надежным методом для решения обратных задач [3]. Результаты, полученные при обычно используемом предположении о статистике немногократного эхо показаны на рис. 8, а результаты для статистики многократного эхо показаны на рис. 9.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Итак, проанализированы два различных подхода к статистике эхо-следов рыбы при расчете ФПВ диаграммы направленности. Присутствие многократных эхо в следах рыбы может быть установлено численно при последующей обработке данных, которая укажет на необходимость использования статистики многократных эхо в рыбном следе. Результаты, представленные в статье, позволяют использовать статистику многократных эхо для расчета ФПВ диаграммы направленности.

Представлены также результаты использования двух разных предположений о статистике эхо-следов рыбы при определении силы цели и длины обратного рассеяния от скопления рыбы, исходя из данных однолучевых измерений. Для случая, когда данные, полученные при измерениях, содержат многократные эхо от одной рыбы, предлагается использовать более адекватный подход. Присутствие многократных эхо-следов рыбы было проверено численно при последующей обработке данных, дающей распределение числа многократных эхо-сигналов в следах рыбы. Результаты позволяют использовать статистику многократных эхо для расчета диаграммы направленности [4].

Из рис. 8 и 9 видно, что оба метода решения обратной задачи работают лучше, когда сделаны подходящие предположения. Следует отметить, что когда ядро однолучевого интеграла выбрано должным образом, большие ошибки в оценках исчезают. Это особенно существенно при восстанов-

лении длины обратного рассеяния, которая, судя по численным расчетам, соответствует более некорректно заданной ситуации. Оценки, представленные на рис. 8, предполагали наличие большого числа очень мелких рыб. После проверки с помощью двухлучевых данных этот вывод оказался неверным. В то же время результаты, представленные на рис. 9, ясно указывают на существование одной группы больших рыб и другой, меньшей группы более мелких рыб (с использованием метода РОТО). Заметим также, что метод МОС может чрезмерно сгладить ФПВ и создать впечатление присутствия только одной группы рыб.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Kieser R., Mulligan T.J.* Analysis of echo counting data: a model // Can. J. Fish Aquat. Sci., 1984. V. 41. P. 451–458.
2. *Stepnowski A., Moszynski M.* Inverse problem solution techniques as applied to indirect in situ estimation of fish target strength // J. Acoust. Soc. Amer. 2000. V. 107. P. 2554–2562.
3. *Hedgepeth J.B., Gallucci V.F., O'Sullivan, Thorne R.E.* An expectation maximization and smoothing approach for indirect acoustic estimation of fish size and density // ICES J. Marine Sci., 1999. V. 56. P. 36–50.
4. *Moszynski M., Stepnowski A.* The statistics of fish echo traces for beam pattern PDF calculation in Proceedings of the Fifth European Conference on Underwater Acoustics, Lyon, France, 2000.

Fish Target Strength Estimation Using Multiple Echo Statistics

M. Moszynski

Technical University of Gdansk, ul. Narutowicza 11/12, 80-952 Gdansk, Poland

e-mail: marmo@pg.gda.pl

When fish strength is estimated indirectly from the sounder echo amplitudes, the inverse techniques of solving the so-called "single-beam integral equation" are quite satisfactorily used. This approach needs prior knowledge of the beam pattern PDF, as it represents the kernel of the integral equation to be solved and is usually calculated under the assumption of a uniform spatial distribution of fish.

However, it may be shown that in some cases this assumption is not necessarily justified. For instance, when the density of fish increases, one receives multiple echoes from the same single fish in successive transmissions, which results in observing the so-called fish echo traces. Typically used fish counting methods are either simple direct echo counting statistics or fish traces statistics [1]. Increased fish concentration is not only the reason of multiple echo formation resulting in the fish traces in consecutive pings. As it is easily seen from the geometry of the phenomenon, even a relatively low-density fish aggregation forms the multiple echoes and, hence, fish traces if the vessel (or fish) relative speed is low enough and the beam pattern angular width (sampling volume) is large enough.

In some situations, the uniform assumption works properly only for the cases of large numbers of samples. Taking into account this phenomenon, the accuracy of the solution can be improved by including the fish traces counting statistics in calculating the beam pattern PDF.

In this paper, two different models of fish traces statistics are investigated: one assuming the vessel movement with stationary fish and the other with stationary vessel and moving fish. Both approaches are modelled numerically and verified experimentally using the data obtained from a dual-beam system.

The comparison of both approaches, i.e., for single echo traces and multiple echoes, is carried out using Windowed Singular Value Decomposition (WSVD) and Expectation Maximization and Smoothing (EMS) inverse techniques of fish target strength estimation in both the absolute domain (backscattering length estimation) and the logarithmic domain (target strength estimation).